Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 33, No. 2, Summer 2019, p. 151-163

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۳، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۸، ص. ۱۶۳-۱۵۱

راه‌کارهای دستیابی به کشاورزی کم‌کربن در ایران

افسانه نیکوکار[1]*- آیلین تاج نیا[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۳۰
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۳۱

چکیده

هدف از این پژوهش ارائه راه‌کارهایی برای دستیابی به کشاورزی کم‌کربن در ایران است. بدین منظور ابتدا عوامل اثرگذار بر انتشار کربن با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۸ و الگوهای اتورگرسیو با وقفه توزیعی[3] و تصحیح خطا[4] شناسایی شده‌اند. سپس با توجه بـه نحـوه اثرگـذاری ایـن عوامل بر انتشار کربن، راهکارهایی برای دستیابی به کشاورزی کم‌کربن در ایران ارائه شده است. نتایج نشان‌دهنده یک رابطه U وارون در بلندمدت بین انتشار کربن و مصرف انرژی در این بخش است. هم‌چنین حداکثر مقدار آستانه مصرف انرژی، معادل ۴۶/۹۸ میلیون بشکه نفت خام است. در حال حاضر عملکرد بخش کشاورزی بیشتر از این سطح است و نشان می‌دهد که اثر تکنولوژی بر اثرات مقیاس و ترکیب غالب شده است. لذا انتظار می‌رود کـه بـا افزایش مصرف انرژی، انتشار کربن از طریق بهبود تکنولوژی به‌تدریج کاهش یابد. نتایج نشان می‌دهد که نرخ رشد ارزش‌افـزوده بخـش کشـاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیری بر انتشار کربن ندارد. هم‌چنین شاخص توسعه مالی بر انتشار کربن در بلندمدت تأثیر منفی دارد و در کوتاه‌مدت اثری ندارد. اما اثر شاخص باز بودن تجارت بر انتشار کربن در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت است و فرضیه پناهگاه آلودگی را تأیید می‌کند. با توجه به نتایج پـژوهش، افزایش حجم اعتبارات بخش خصوصی، تغییر الگوی تجارت با در نظر گرفتن مزیت‌های زیست‌محیطی و استفاده از برنامه‌های انرژی سـبز، بـه عنـوان راهکارهایی برای دستیابی به کشاورزی کم‌کربن در ایران پیشنهاد می‌شوند.

واژه‌های کلیدی: الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، ایران، دی‌اکسیدکربن، کشاورزی کم‌کربن، مصرف انرژی
Jel. Classification: Q51, Q54, Q58

مقدمه

اقتصاد کم‌کربن یک الگـوی رشـد اقتصـادی بـه‌منظـور کـاهش مصرف انرژی و کاهش تولید گازهای گلخانه‌ای، از طریق نوآوری‌های فنی، نوآوری سیستم، تحول صنعتی و توسعه انرژی‌های جدیـد اسـت. مفهوم اقتصاد کم‌کربن، مصرف کمتر منابع طبیعـی و آلـودگی کمتـر محیط‌زیست، برای به دست آوردن بازده اقتصادی بیشتر است. اقتصاد کم‌کربن یک رویکرد و فرصت، جهت ایجاد یـک اسـتاندارد و کیفیـت بهتر برای زندگی است و به دنبال ایجاد فرصت‌هـایی بـرای توسـعه، کاربرد و تولید فناوری‌های پیشرفته و نیز فرصت‌های کسب‌وکار جدید است (۳۱). اقتصاد کم‌کربن در حال حاضر به یکی از موضوعات مهـم جهت مقابله با مسائل تغییرات اقلیمی و غلبه بر بحـران مـالی جهـان تبدیل شده است، به‌طوری‌که پس از پانزدهمین کنفرانس سازمان ملل متحد درباره تغییرات آب‌وهوا[5] در سال ۲۰۰۹، به‌تدریج به‌صورت یـک الگوی جدید توسعه گسـترش یافـت (۱۱). عمـوم مـردم ارتبـاط بـین اقتصاد کم‌کربن و کشاورزی به‌عنوان عامل انتشار گازهای گلخانـه‌ای را نفی می‌کنند. به اعتقاد آن‌ها کاشت و پرورش محصولات کشاورزی به انتشار گازهای گلخانه‌ای ارتباطی ندارد؛ اما با تجزیه‌وتحلیل دقیـق تولید و مدیریت محصولات کشاورزی، درمی‌یابیم که ایـن موضـوع از چهار دیدگاه با واقعیت سازگاری ندارد. نخست؛ نهاده‌هـای کشـاورزی که بخشی از آنها شامل نهاده‌ها و محصولات فعالیت‌هـای کشـاورزی مانند بذر و کود آلی هستند و بخش دیگر آنها شامل محصولات تولید صنعتی مانند کودهای شیمیایی، آفت‌کش‌هـا و کشـاورزی گلخانـه‌ای هستند. دوم؛ تولید و استفاده از ماشین‌آلات کشاورزی (که نفت و سایر انرژی‌ها بخش جدانشدنی آن هستند)، سـوم؛ فراینـدهای لازم بـرای فـراوری، بسـته‌بنـدی، نگهـداری، حمـل‌ونقـل و توزیـع محصـولات کشاورزی که همگی انرژی مصرف مـی‌کننـد و در انتشـار آلاینـدگی

۱ و ۲- دانشیار اقتصاد کشاورزی و فارغ‌التحصیل کارشناسی ارشد علـوم اقتصـادی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
(*- نویسنده مسئول: Email: anikoukar57@gmail.com)
DOI: 10.22067/jead2.v0i0.70778
1- Autoregressive distributed lag model (ARDL)
2- Erorr correction model (ECM)

5- Copenhagen Climate Change Conference (COP15)

نقش دارند و چهارم؛ زباله‌های کشاورزی که محتوای کربن دارند. به این ترتیب، فرایندهای تولید و مصرف محصولات کشاورزی منجر به تولید مقدار زیادی ضایعات کشاورزی می‌شوند و این ضایعات، دی‌اکسیدکربن آزاد می‌کنند و سبب تشدید گرمایش جهانی می‌شوند (۳۰). لذا با توجه به مفهوم اقتصاد کم‌کربن، می‌توان گفت کشاورزی کم‌کربن الگوی خاصی از عملیات تجارت و تولید کشاورزی، با کمترین میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای و حداکثر مزیت اقتصادی با سه ویژگی مصرف کمتر انرژی، انتشار کمتر گازهای گلخانه‌ای و در نتیجه آلودگی کمتر است (۸).

در حال حاضر برای تولید مواد غذایی مورد نیاز جمعیت در حال رشد، به‌شدت از اشکال مختلف انرژی در بخش کشاورزی استفاده می‌شود و در تمام مراحل تولید مواد غذایی، مستقیم یا غیرمستقیم، مقدار قابل‌توجهی از سوخت‌های فسیلی به‌کار گرفته می‌شود. بخش کشاورزی حدود ۱۴ درصد گازهای گلخانه‌ای جهان را تولید می‌کند که این میزان در سال ۲۰۰۵، در حدود ۶/۲ گیگا تن دی‌اکسیدکربن بوده است. کشورهای درحال‌توسعه (آسیا، آمریکای لاتین و آفریقا) با سهم تقریبی ۸۰ درصد، بزرگ‌ترین سهم را در این آلایندگی دارند. حدود ۷۰ درصد از کل تولید گازهای گلخانه‌ای در این بخش، ناشی از فعالیت‌های مربوط به خاک در کشاورزی و تخمیر در سیستم گوارش دام‌هاست. در نبود اقدامات لازم برای کاهش تولید گازهای گلخانه‌ای، انتشار گازهای ناشی از بخش کشاورزی در سراسر جهان به دلیل افزایش جمعیت و مصرف گوشت، سالانه حدود یک درصد رشد دارد (۱۷). ایران نیز از این قاعده مستثنا نیست، افزایش عملکرد از طریق مکانیزه کردن تجهیزات کشاورزی و استفاده از سوخت‌های فسیلی و کودهای شیمیایی منجر به اثرات منفی زیست‌محیطی در بخش کشاورزی شده است، به‌طوری‌که بخش کشاورزی حدود ۳۶/۵ درصد گاز نیتروکسید و ۲ درصد گاز متان و دی‌اکسیدکربن تولید شده توسط ایران را منتشر می‌کند. اکثر این آلودگی‌ها از طریق ماشین‌آلات کشاورزی، بنزین، سوخت دیزل، کود شیمیایی، آفت‌کش‌ها و کودهای دامی است (۱۸). دیزل عمدتاً یک منبع متداول انرژی است که به‌طور مستقیم توسط موتورهای دیزل در پمپاژ آب، آماده‌سازی زمین، کاشت و برداشت استفاده می‌شود. هم‌چنین انرژی به‌طور غیرمستقیم در تولید، ذخیره‌سازی و توزیع نهاده‌های مزرعه از قبیل کودها و مواد شیمیایی مصرف می‌شود. بنابراین، کشاورزی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم میزان قابل‌توجهی از گازهای گلخانه‌ای را منتشر می‌کند. استفاده از سوخت در عملیات اولیه و ثانویه مزرعه، منبع متداول و مستقیم انتشار گازهای گلخانه‌ای به‌حساب می‌آید. بیش‌ترین و مهم‌ترین میزان انتشار مستقیم گازهای گلخانه‌ای ناشی از کودهای ازت است که حدود ۲۰ و ۳۰ درصد از انتشار گازهای گلخانه‌ای را به ترتیب در مزارع بزرگ و کوچک شامل می شود. هم‌چنین سیستم‌های کشاورزی مکانیزه، انرژی بیشتری مصرف می‌کنند و استفاده غیرمنطقی از انرژی، منجر به بالا رفتن هزینه‌های اقتصادی و در نتیجه آن، افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود که این امر به‌نوبه خود، موجب گرم‌تر شدن زمین و تغییرات آب و هوایی غیرقابل برگشت و ناخواسته می‌شود (۷).

برای بررسی عوامل مؤثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کل اقتصاد و یا بخش‌هایی از اقتصاد، پژوهش‌های متعددی انجام شده است. از جمله: لطفعلی پور و همکاران (۱۵) در پژوهشی به بررسی اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط‌زیست در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی پرداخته‌اند. در این مطالعه، از داده‌های آماری دوره ۱۳۹۰-۱۳۴۹ استفاده شده است. نتایج نشان داد که توسعه مالی و رشد اقتصادی سبب افزایش تخریب محیط‌زیست شده است. افزون بر این، افزایش درجه باز بودن تجارت در ایران سبب کاهش تخریب محیط‌زیست شده است. جلیل و فریدون (۱۰) به بررسی اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در چین در دوره ۲۰۰۶-۱۹۵۳ و ۲۰۰۶-۱۹۷۸ با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی پرداختند. در این تحقیق، سهم بدهی‌های نقدی از تولید ناخالص داخلی[1]، GDP، سهم دارایی‌های بانک‌های مرکزی تجاری از کل دارایی‌های سیستم بانکی و سهم دارایی‌ها و بدهی‌های خارجی از GDP به‌عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده شد. نتایج نشان داد که توسعه مالی منجر به کاهش آلودگی محیط‌زیست در چین شده است و رشد اقتصادی و مصرف انرژی موجب افزایش تخریب محیط‌زیست شده است. شهباز و همکاران (۲۵) به بررسی اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، توسعه مالی و باز بودن تجارت بر انتشار دی‌اکسیدکربن در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۵ در کشور مالزی پرداختند. در این مطالعه از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و علیت گرنجر استفاده شده است. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی و مصرف انرژی باعث افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن شده اند در حالی‌که توسعه مالی و تجارت سبب کاهش آن شده‌اند. هم‌چنین رابطه U وارون بین توسعه مالی و انتشار دی‌اکسیدکربن نیز تأیید شده است. شهزاد و همکاران (۲۶) به بررسی تجربی رابطه همجمعی بین انتشار کربن، مصرف انرژی، درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی در پاکستان با استفاده از الگوی اقتصادسنجی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه ۲۰۱۱-۱۹۷۱ پرداختند. نتایج نشان داد یک رابطه معکوس U شکل بین انتشار کربن و مصرف انرژی با حداکثر مقدار آستانه مصرف سرانه انرژی معادل ۶۴۰ کیلوگرم نفت برقرار بوده است. در زمان مطالعه، عملکرد اقتصاد پاکستان، کمتر از این سطح بوده و محققین انتظار داشته‌اند که انتشار کربن به‌تدریج تا زمان رسیدن به سطح آستانه افزایش یابد. نتایج

1- Gross Domestic Product (GDP)

بلندمدت نشان داد که یک درصد افزایش درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی به ترتیب انتشار کربن را ۰/۲۴۷ درصد و ۰/۱۶۵ درصد افزایش داده است. کشش‌های کوتاه‌مدت متغیرهای باز بودن تجارت و توسعه مالی به ترتیب ۰/۱۲۲ درصد و ۰/۰۸۷ درصد بوده است. هم‌چنین نتایج علیت گرنجر نشان‌دهنده علیت یک طرفه از مصرف انرژی، درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی به سمت انتشار کربن و علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و توسعه مالی بوده است.

بررسی‌ها بیانگر این است که در پژوهش‌های مربوط به انتشار کربن در کشورهای مختلف، بررسی اثر عوامل مختلف بر انتشار کربن و تخریب محیطزیست به تفکیک بخش‌های اقتصادی، همچنان موضوعی جدید است و در بیشتر مطالعات انجام‌شده، عملکرد زیست‌محیطی کل اقتصاد مورد ارزیابی قرار گرفته است. همچنین تمرکز عمده مطالعات پیشین، بر آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس بوده و تنها در مطالعه شهزاد و همکاران (۲۶) به برآورد نقطه آستانه مصرف انرژی برای کشور پاکستان پرداخته شده است. بنابراین در مطالعه حاضر، اثر مصرف انرژی بخش کشاورزی، نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی در کل اقتصاد ایران، بر انتشار دی‌اکسیدکربن با استفاده از الگوهای ARDLو ECM بررسی می‌شود. افزون بر این، تعیین نقطه آستانه مصرف انرژی در بخش کشاورزی نیز مورد توجه قرار می‌گیرد.

مواد و روش‌ها

برای بررسی رابطه بلندمدت همجمعی بین متغیرها، تکنیک‌های اقتصادسنجی گوناگونی وجود دارد که بسته به اهداف و ویژگی‌های داده‌ها در مطالعات مختلف، مورد استفاده قرار می‌گیرد. به‌عنوان مثال، برای هم‌انباشتگی تک‌متغیره، از تکنیک‌های انگل وگرنجر[1]، روش‌های حداقل مربعات تعدیل‌شده و فیلیپس و هانسن[2] و برای هم‌انباشتگی چندمتغیره از تکنیک‌های جوهانسن[3] و جوهانسن– جوسیلیوس به‌طور گسترده‌ای در تحقیقات تجربی استفاده می‌شود. روش هم‌انباشتگی جوهانسن به روش‌های دیگر ترجیح داده می‌شود زیرا، نه‌تنها یک روش چندمتغیره است بلکه بیش از یک رابطه همجمعی از آن حاصل می‌شود و بر تأثیر نمونه کوچک غلبه می‌کند. با این‌حال، یکی از مشکلات مشترک تکنیک‌های هم‌انباشتگی این است که متغیرها باید همگرا از یک مرتبه باشند (۲۶). لذا در این مطالعه، برای برآورد الگو و بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌شود. این الگو نخستین بار توسط پسران و شین[4] (۱۹۹۵)، به‌منظور بررسی رابطه همجمعی و بلندمدت بین متغیرها ارائه شد. از آنجا که این روش برتری زیادی نسبت به دیگر روش‌های همسان دارد، لذا به‌طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین مزیت‌های الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی عبارت است از:

– قابل استفاده برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف‌نظر از مانا یا نامانا بودن آن‌هاست.

– افزون بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت نیز وجود دارد، ضمن آن‌که سرعت تعدیل تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل‌محاسبه است (۲۰).

– این الگو زمانی که حتی تمامی متغیرها درون‌زا هستند، نتایج نسبتاً قوی فراهم می‌کند.

– در نهایت این الگو برای نمونه‌های کوچک نیز مناسب است (۲۶).

با توجه به مزایای برشمرده شده، در این مطالعه از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین انتشار دی‌اکسیدکربن (CO_2)، نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی (Y)، مقدار مصرف انرژی (ENG)، شاخص باز بودن تجارت (TRD) و شاخص توسعه مالی (FIN) استفاده می‌شود.

پیش از برآورد رابطه بلندمدت در روش ARDL، باید وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو بررسی شود. در واقع، هدف این مرحله از آزمون، این است که آیا رابطه پویای کوتاه‌مدت برآورد شده، به سمت رابطه تعادلی بلندمدت گرایش دارد یا خیر؟ در مرحله اول، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، آزمون می‌شود. وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به‌وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح باوقفه متغیرها در شکل تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. پسران و همکاران (۲۰)، مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این‌که مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند، یکی بر این اساس که تمام متغیرها مانا هستند و دیگری بر این اساس که همگی نامانا (با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند) هستند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این‌که متغیرها I(0) یا I(1) باشند، گرفته می‌شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت پذیرفته نمی‌شود و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور رد نمی‌شود و اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط،

1- Engle and Granger
2- Phillips and Hansen
3- Johansen
4- Pesaran and Shin

غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها I(0) یا I(1) باشند. تحت این شرایط مجبور به انجام آزمون‌های ریشه واحد روی متغیرها هستیم (۲۸). آخرین مرحله در برآورد یک الگوی ARDL بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعدیل تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است.

در این پژوهش با تکیه بر ادبیات تحقیق در زمینه انرژی، علاوه بر مصرف انرژی و رشد اقتصادی که انتظار می‌رود در انتشار کربن نقش داشته باشند، از دیگر متغیرهای کلان اقتصادی مانند شاخص‌های باز بودن تجارت و توسعه مالی استفاده می‌شود. الگوی برآوردی در این تحقیق با بهره‌گیری از مقاله شهزاد و همکاران (۲۶)، به‌صورت لگاریتم- خطی و در قالب رابطه (۱) است:

$$LnCO_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 LnENG_t + \alpha_2 (LnENG_t)^2 + \alpha_3 Y_t + \alpha_4 FIN_t + \alpha_5 TRD_t + \alpha_6 T + \alpha_7 TBX + \varepsilon_t \quad (۱)$$

در این رابطه، $lnCO_{2t}$ نشان‌دهنده لگاریتم دی‌اکسیدکربن تولید شده در بخش کشاورزی بر حسب تن، $lnENG_t$ لگاریتم مصرف انرژی در بخش کشاورزی است و معادل میلیون بشکه نفت خام در نظر گرفته شده است و $(lnENG_t)^2$ توان دوم لگاریتم مصرف انرژی است. Y_t نرخ رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، FIN_t شاخص توسعه مالی و TRD_t شاخص درجه باز بودن تجارت در اقتصاد ایران هستند. هم‌چنین T روند زمانی و TB_X (مقطع شکست ساختاری در سری X) است و در صورت وجود، کمیت آن برای سال‌های شکست برابر یک و برای بقیه سال‌ها صفر است و ε_t نشان دهنده جمله خطا است. در این الگو α_1 و α_2 به ترتیب ضرایب $lnENG_t$ و $(lnENG_t)^2$ هستند. انتظار می‌رود با افزایش مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسید کربن افزایش یابد اما آنچه در این مطالعه اهمیت دارد، پیدا کردن نقطه آستانه مصرف انرژی است لذا α_1 را نمی‌توان به‌طور مستقیم به‌عنوان سهم مربوط به مصرف انرژی تفسیر کرد بلکه، ابتدا باید مشتق جزئی مرتبه اول معادله (۱) را نسبت به مصرف انرژی به دست آورد که برابر است با $\alpha_1 + 2\alpha_2(LnENG)$. سپس مشتق اول معادله نسبت به متغیر انرژی برابر صفر قرار داده می‌شود تا مقدار بهینه مصرف انرژی به دست آید، $\alpha_1 + 2\alpha_2(LnENG) = 0$ بنابراین $2\alpha_2(LnENG) = -\alpha_1$ در نتیجه $\ln eng = \frac{-\alpha_1}{2\alpha_2}$ است و می‌توان نتیجه گرفت که $eng^* = e^{\frac{-\alpha_1}{2\alpha_2}}$ است که به‌عنوان مقدار بهینه در نظر گرفته می‌شود. اگر مشتق جزئی مرتبه دوم بزرگ‌تر از صفر باشد $(2\alpha_2) > 0$، به این معناست که eng^* حاصل شده، نقطه کمینه است و اشاره به این دارد که رابطه U شکل بین دی‌اکسیدکربن و انرژی بیانگر میزان آستانه است. به همین ترتیب، اگر مقدار مشتق دوم منفی شد، بیانگر رابطه U وارون و بیشینه است و اگر این مقدار برابر صفر شد، بیانگر رابطه یکنواخت است و مقدار انرژی بهینه نشان دهنده نقطه زینی است. از لحاظ مفهوم آماری، زمانی که میزان α_2 در سطح متعارف آماری معنی‌دار نباشد، رابطه غیرخطی پذیرفته نمی‌شود و رابطه خطی بین مصرف انرژی و انتشار کربن رد نمی‌شود (۲۶). بنابراین با نشان دادن مشتقات ریاضی، تأکید می‌شود که ضرایب برآورد غیرخطی برای متغیری که با مجذور آن مرتبط است، نباید به‌عنوان ضرایب کشش تفسیر شود و تنها باید برای محاسبه مقادیر آستانه استفاده شوند (۲۱). در مجموع هدف از این مشتق‌گیری و پیدا کردن نقطه آستانه مصرف انرژی، نتیجه‌گیری درباره این مسأله است که بین اثرات تکنولوژی، و اثرات مقیاس و ترکیب، کدام غالب بوده‌اند (۲۶). α_3، α_4 و α_5 به ترتیب ضرایب متغیرهای نرخ رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، شاخص توسعه مالی و شاخص باز بودن تجارت است.

به اعتقاد کوزنتس، رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست از یک منحنی U معکوس پیروی می‌کند. این رابطه U معکوس به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مربوط است. بر این اساس در مراحل اولیه فرآیند صنعتی شدن، با توجه به اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط‌زیست پاک و همچنین به دلیل به‌کارگیری فناوری‌های سطح پایین، استفاده از منابع طبیعی و انرژی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا افزایش می‌یابد و موجب گسترش انتشار آلودگی می‌شود. در این مرحله با توجه به درآمد سرانه پایین، بنگاه‌های اقتصادی نمی‌توانند هزینه‌های کاهش آلودگی را تأمین کنند و در نتیجه رشد اقتصادی موجب تخریب محیط‌زیست می‌شود (۲۲، ۲ و ۱۲). اما در مرحله بعدی فرایند صنعتی شدن، پس از رسیدن به سطح مشخصی از درآمد سرانه، افزایش درآمد سرانه موجب بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌شود به‌طوری‌که در چنین وضعیتی با توجه به اهمیت بالای محیط‌زیست، تکنولوژی پاک و قوانین و مقررات زیست‌محیطی مناسب، شاخص‌های آلودگی محیط‌زیست کاهش می‌یابد و در نتیجه رشد اقتصادی موجب بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌شود (۶، ۲۳، ۱، ۲۷ و ۹). بنابراین بر اساس فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، اثر رشد اقتصادی بر تخریب محیط‌زیست بسته به این‌که کشور در کدام مرحله صنعتی شدن قرار داشته باشد، متفاوت است. در این پژوهش برای بررسی اثر رشد اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن، رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ به‌عنوان شاخصی برای رشد اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

شاخص درجه باز بودن اقتصاد یا باز بودن تجارت، یک متغیر مهم و تأثیرگذار بر انتشار کربن و محیط‌زیست است. تأثیر درجه باز بودن تجارت بر محیط‌زیست شامل سه اثر فن‌آوری، مقیاس و ترکیب است.

در اثر بهبود تکنولوژی، افزایش تجارت باعث کاهش انتشار کربن می‌شود. اثر مقیاس باعث افزایش حجم تجارت و تولید می‌شود که باعث تخریب محیط‌زیست می‌شود. از طرفی، در اثر ترکیب، کشورهای درحال‌توسعه، صنایع با آلودگی شدید را جذب می‌کنند که این امر به زوال محیط‌زیست منجر می‌شود؛ بنابراین اثر تکنولوژی باعث بهبود، در حالی‌که اثرات مقیاس و ترکیب باعث تخریب محیط‌زیست می‌شوند. در نتیجه اثر خالص باز بودن تجارت بر محیط‌زیست مبهم است و بستگی به اثر غالب دارد، اما به‌طور کلی، در کشورهای در حال توسعه، اثر مقیاس و ترکیب غالب هستند و هر دو دارای اثرات سوء بر محیط‌زیست هستند. کوپلند و تیلور[1] برای توضیح رابطه بین درجه باز بودن تجارت و محیط‌زیست دو نوع فرضیه را تصریح می‌کنند: فرضیه پناهگاه آلودگی[2] و فرضیه بخشش عامل[3]. با توجه به فرضیه پناهگاه آلودگی، کشورهای کم‌درآمد با مقررات زیست‌محیطی ضعیف، در تولید کالاهای آلوده تخصص پیدا می‌کنند و شرکت‌های چندملیتی، با استفاده از جابجایی صنایع آلاینده خود به این کشورها نفع می‌برند. در نتیجه، کشورهای کم‌درآمد به پناهگاهی برای آلوده‌کنندگان تبدیل می‌شوند، بنابراین باز بودن تجارت، وضعیت محیط‌زیست را در این کشورها به زوال می‌کشاند، در حالی‌که کشورهای ثروتمند، از تجارت آزاد منفعت کسب می‌کنند. فرضیه بخشش عامل، اشاره به این دارد که کشورهای ثروتمند در تولید کالاهای وابسته به سرمایه، بدون در نظر گرفتن سیاست‌های زیست‌محیطی، متخصص می‌شوند و در نتیجه، کشورهای ثروتمند با صادرات کالاها، آلوده‌تر می‌شوند و کشورهایی که دارای منابع نسبتاً فراوانی در تولید کالاهای پاک هستند، از طریق تجارت آزاد، به کشور پاک‌تری تبدیل می‌شوند؛ بنابراین رابطه بین تجارت آزاد و محیط‌زیست مبهم است و به توزیع مزایای نسبی در میان کشورها بستگی دارد (۲۶). برای ارزیابی درجه باز بودن اقتصاد سه شاخص عمده وجود دارد:

$$TRD_t = \frac{X_t}{GDP_t}$$

$$TRD_t = \frac{M_t}{GDP_t} \qquad (۲)$$

$$TRD_t = \frac{X_t + M_t}{GDP_t}$$

در روابط فوق، X_t ، M_t و GDP_t به ترتیب بیانگر ارزش صادرات، ارزش واردات کالاها و خدمات و تولید ناخالص ملی هستند (۲۹). در این پژوهش به‌منظور تعیین درجه باز بودن اقتصاد از رابطه سوم که مرسوم‌تر است، همانند پژوهش لطفعلی پور و همکاران (۱۳)، لطفعلی پور و همکاران (۱۴)، لطفعلی پور و همکاران (۱۵)، ازتورک و اکروسی (۱۹)، شهباز و همکاران (۲۵)، فراهانی و همکاران (۵) و شهزاد و همکاران (۲۶) استفاده می‌شود.

توسعه مالی، دسترسی خانوار و بنگاه‌های اقتصادی به سرمایه‌های مالی را بیشتر می‌کند. این امر موجب افزایش تقاضا برای ماشین‌آلات و خودروها می‌شود و باعث افزایش فعالیت‌های تولیدی و حمل‌ونقل می‌شود. مصرف روزافزون انرژی، به‌نوبه خود افزایش انتشار کربن به هوا و آلاینده‌های آلی به آب را در بر دارد. از سوی دیگر، بازارهای مالی توسعه‌یافته، سرمایه بخش انرژی‌های تجدیدپذیر را فراهم می‌آورد و اعتبار لازم برای پروژه‌های سازگار با محیط‌زیست با هزینه‌های تأمین مالی پایین (که از طریق پیشرفت‌های فن‌آوری در بخش انرژی، باعث کاهش مصرف انرژی و انتشار کربن می‌شوند) را ارائه می‌کند. همچنین، توسعه مالی، فعالیت‌های تحقیق و توسعه را ترویج می‌دهد و از این‌رو باعث بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌شود؛ بنابراین، اثر کل توسعه مالی، دو پهلو و دارای ابهام است (۲۶). در مجموع برای کشورهای رو به توسعه، انتظار می‌رود اثر توسعه مالی بر آلودگی محیط زیست، همانند متغیر باز بودن تجارت، مثبت باشد. برای توسعه مالی نیز شاخص‌های متفاوتی وجود دارد:

– شاخص ژرفای توسعه مالی: نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری

– شاخص بنیانی توسعه مالی: نسبت دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌هایی بانک‌ها و بانک مرکزی

– شاخص کارایی توسعه مالی: نسبت بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی

– شاخص ابزاری توسعه مالی: نسبت اسکناس و مسکوک در دست مردم به حجم پول

– شاخص ساختاری توسعه مالی: نسبت مطالبات سیستم بانکی از بخش خصوصی به کل اعتبارات سیستم بانکی (۱۵).

جریانات نقدی خالص بورس اوراق بهادار در اکثر کشورهای درحال‌توسعه نسبتاً کم است، بنابراین بازارهای سرمایه در بهترین حالت نقش کوچکی ایفا می‌کند و رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه را کُند می‌کنند، بنابراین بازار سهام بازتابی از قدرت بخش مالی نیست. بعضی از مطالعات، برای انعکاس عمق مالی از نسبت پول گسترده (M_2) یا حجم نقدینگی (M_2) که برابر است با مجموع حجم پول (M_1) و شبه پول (T) به تولید ناخالص داخلی اسمی استفاده می‌کنند. افزایش نسبت به معنای افزایش عمق مالی است؛ اما در کشورهای درحال‌توسعه، M_2 بخش بزرگی از نقدینگی را شامل می‌شود. در نتیجه افزایش M_2 ممکن است به‌جای عمق مالی، انتشار پول را نشان دهد (۱۰). در نتیجه در این پژوهش همانند پژوهش مهدوی و امیر بابایی (۱۶)، شهباز و همکاران (۲۵)، شهزاد و همکاران (۲۶)، برای سنجش توسعه مالی از شاخص کارایی توسعه

1- Copeland and Taylor
2- Pollution haven hypothesis
3- Factor endowment hypothesis

مالی، نسبت اعتبارات بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود.

داده‌های مربوط به مقادیر انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی از ترازنامه انرژی وزارت نیرو، توسعه مالی از بانک جهانی، نرخ رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی و باز بودن تجارت از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شد. از آنجا که برخی از داده‌ها در پایگاه‌های اطلاع‌رسانی الکترونیکی نهادهای ملی و بین‌المللی با فواصل زمانی زیاد بروزرسانی می‌شوند و در زمان انجام پژوهش، آخرین داده‌های موجود مربوط به سال ۱۳۹۳ بود، دوره زمانی مطالعه، سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ انتخاب شد. برای تجزیه‌وتحلیل نتایج از نرم‌افزار Eviews9 استفاده شد.

نتایج و بحث

پیش از برآورد الگوی مطالعه، به‌منظور جلوگیری از به وجود آمدن رگرسیون کاذب، مانایی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شد. در آزمون یادشده، آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته با مقادیر بحرانی مقایسه می‌شود. اگر قدر مطلق t محاسباتی از قدر مطلق آماره مک‌کینون بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر وجود ریشه واحد پذیرفته نمی‌شود و دلالت بر مانا بودن سری زمانی دارد و در غیر این صورت سری زمانی نامانا خواهد بود و باید مانایی سری‌های زمانی بعد از تفاضل‌گیری آن‌ها بررسی شود. جدول ۱ نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد برای داده‌های مطالعه را نشان می‌دهد.

نتیجه آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته بیانگر این است که با وجود عرض از مبدأ، فرضیه صفر مبنی بر این‌که متغیر نرخ رشد ارزش‌افزوده دارای ریشه واحد است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، پذیرفته نمی‌شود. بنابراین متغیر در سطح مانا است. فرضیه صفر مبنی بر اینکه متغیرهای لگاریتم دی‌اکسیدکربن، لگاریتم مصرف انرژی، توان دوم لگاریتم مصرف انرژی، توسعه مالی و درجه باز بودن تجارت دارای ریشه واحد است رد نمی‌شود و با یک‌بار تفاضل گیری مانا می‌شوند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد

Table 1- Results of unit root test

متغیر Variable	آماره دیکی – فولر Dickey and Fuller statistic	ارزش احتمال Probablity value	نتیجه Result
Ln CO2	-1.355863ns	0.5870	I(1)
D(Ln CO2)	-4.716462***	0.0010	I(0)
Ln ENG	0.559538ns	0.9853	I(1)
D(Ln ENG)	-6.553370***	0.0000	I(0)
(Ln ENG)2	0.678336ns	0.9889	I(1)
D(Ln ENG)2	-6.465516***	0.0000	I(0)
FIN	0.254415ns	0.9707	I(1)
D(FIN)	-3.837686***	0.0080	I(0)
TRD	-1.984771ns	0.2910	I(1)
D(TRD)	-3.508726**	0.0167	I(0)
Y	-5.968048***	0.0000	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق، (***معنی‌داری در سطح ۱٪، ** معنی‌داری در سطح ۵٪، *معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ns بی‌معنی)

Source: Research findings (***level of significance at 1%, ** level of significance at 5%, * level of significance at 10%, ns for not significant)

برآورد الگوی ARDL مبتنی بر سه بخش رابطه پویا، بلندمدت و کوتاه‌مدت است که با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 برآورد شد و بهترین الگو، براساس معیار شوارتز- بیزین، الگوی ARDL(۱,۱,۱,۲,۲,۰) بوده است. در جدول ۲ نتایج حاصل از تخمین الگوی پویا ارائه شده است.

مقدار ضریب تعیین R^2 در جدول ۳ برابر با ۰/۹۷ است که نشان‌دهنده قدرت بالای توضیح‌دهندگی متغیرهای توضیحی الگو است. متغیر مجازی ناشی از شکست در دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۸، به علت افزایش کارایی انرژی ناشی از بهره‌گیری برق به‌جای سایر سوخت‌ها (افزایش سهم مصرف برق از۲۷ درصد به ۳۷ درصد)، بهبود مکانیزاسیون در این بخش و کاهش میزان مصرف انرژی بوده است.

پس از تعیین وقفه مناسب بر اساس معیار شوارتز- بیزین و بررسی زاید نبودن متغیرهای الگو، برای حصول اطمینان از رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، با توجه به اینکه متغیرها از نوع I(0) و I(1) بودند، از آزمون همجمعی باند استفاده شد. پس از آزمون، مقدار F محاسبه شده، با مقادیر بحرانی حد بالا و حد پایین جدول بنرجی، دولادو و مستر مقایسه شد. نتایج آزمون همجمعی باند در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۲- نتایج الگوی پویا

Table 2- Results of dynamic model

متغیر Variable	ضریب Coefficient	آماره t t statistic	ارزش احتمال Probablity value
Ln CO_2(-1)	0.341542	5.939525	0.0001
Ln ENG	-11.53337	-4.604702	0.0010
Ln ENG(-1)	16.99549	6.478729	0.0001
$(\text{Ln ENG})^2$	1.719402	4.786041	0.0007
$(\text{Ln ENG})^2$(-1)	-2.430188	-6.504335	0.0001
TRD	0.005581	2.832868	0.0178
TRD(-1)	-0.005437	-2.347909	0.0408
TRD(-2)	0.006733	5.035976	0.0005
FIN	0.003506	1.423585	0.1850
FIN(-1)	-0.008669	-4.174461	0.0019
FIN(-2)	-0.004166	-1.331249	0.2127
Y	0.000641	1.464368	0.1738
T	0.018772	2.152560	0.0568
D7885	-0.117404	-7.763044	0.0000
0.97	R-square		

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جدول ۳- نتیجه آزمون همجمعی باند

Table 3- Results of Bounds Test

سطح معنی‌داری Level of significance	مقادیر حدود بحرانی آماره F Critical bounds of F statistic %10		%5		%1	
حدود بحرانی Critical bounds	حد پایین Lower bound	حد بالا Upper bound	حد پایین Lower bound	حد بالا Upper bound	حد پایین Lower bound	حد بالا Upper bound
	1.81	**2.93**	**2.14**	**3.34**	**2.82**	**4.21**
تعداد متغیرها Number of variables	5		5		5	
آماره F محاسبه شده Computed F statistic	8.862396					

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

مقدار آماره F در جدول ۳، در سطح معنی‌داری ۵٪ از حد بالا بزرگ‌تر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق پذیرفته نمی‌شود و وجود رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل اثبات می‌گردد. با اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، ضرایب بلندمدت الگو برآورد می‌گردد. جدول ۴ نتایج تخمین الگوی بلندمدت را نشان می‌دهد.

نتایج برآورد الگوی بلندمدت مطالعه نشان می‌دهد که ضرایب لگاریتم مصرف انرژی و توان دوم لگاریتم مصرف انرژی از لحاظ آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار هستند. به ترتیب مثبت بودن مصرف انرژی و منفی بودن توان دوم مصرف انرژی گویای یک رابطه U شکل وارون بین مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن است و نقطه آستانه مصرف انرژی در بخش کشاورزی ۴۶/۹۸ میلیون بشکه نفت خام است. مطالعه شهزاد و همکاران (۲۷) نیز وجود رابطه U شکل وارون را بین مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن تأیید می‌کند.

ضریب متغیر توسعه مالی ۰/۰۱۴۱۶۹- و از لحاظ آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار است. یعنی با یک واحد افزایش در شاخص توسعه مالی، انتشار دی‌اکسیدکربن به میزان ۰/۰۱۴۱۶۹ درصد کاهش می‌یابد. از آنجا که شاخص کارایی توسعه مالی به‌عنوان متغیر توسعه مالی در نظر گرفته شده است، هر یک درصد افزایش در نسبت اعتبارات بانکی بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، حدود ۰/۰۱۴ واحد لگاریتم

دی‌اکسیدکربن و یا ۱/۰۲ تن دی‌اکسیدکربن منتشر شده را کاهش می‌دهد. نتایج مطالعه جلیل و فریدون (۱۰) در چین و شهباز و همکاران (۲۵) در مالزی نیز نشان می‌دهد که توسعه مالی منجر به کاهش آلودگی محیط‌زیست می‌شود. البته نتایج مطالعات لطفعلی پور و همکاران (۱۵) و شهزاد و همکاران (۲۶) اثر منفی توسعه مالی بر آلودگی زیست‌محیطی را تأیید نمی‌کنند. اثر منفی شاخص توسعه مالی بر آلودگی زیست‌محیطی نشان می‌دهد که توسعه مالی، امکان سرمایه‌گذاری روی فناوری‌های کمتر آلاینده را فراهم آورده است.

جدول ٤- نتایج تخمین الگوی بلندمدت

Table 4- Estimation results of long-run model

متغیر Variable	ضریب Coefficient	آماره t t statistic	ارزش احتمال Probablity value
Ln ENG	8.295328	25.151837***	0.0000
$(\text{Ln ENG})^2$	-1.079471	-13.799882***	0.0000
FIN	-0.014169	-2.281167**	0.0457
TRD	0.010443	2.304105**	0.0439
Y	0.000973	1.434298ns	0.1820
T	0.028509	2.375481**	0.0389
D7885	-0.0178302	-7.387554***	0.0000

منبع: یافته‌های تحقیق، (***معنی‌داری در سطح ۱٪، ** معنی‌داری در سطح ۵٪، *معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ns بی‌معنی)

Source: Research findings (***level of significance at 1%, ** level of significance at 5%, * level of significance at 10%, ns for not significant)

ضریب متغیر باز بودن تجارت ۰/۰۱۰۴۴۳ و از لحاظ آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار است. به بیان دیگر افزایش یک واحدی درجه باز بودن تجارت منجر به افزایش ۰/۰۱۰۴۴۳ درصدی در انتشار دی‌اکسیدکربن می‌شود. با توجه به اینکه شاخص باز بودن تجارت، نسبت مجموع ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است، هر یک درصد افزایش در حجم مبادلات نسبت به تولید ناخالص داخلی منجر به ۰/۰۱ درصد و یا حدود ۱/۰۱ تن افزایش در انتشار دی‌اکسیدکربن منتشر شده می‌شود. بنابراین در دوره مورد بررسی، تجارت بین‌الملل منجر به افزایش آلودگی زیست‌محیطی شده است. این نتیجه با مطالعه ترابی و همکاران (۲۹)، شهزاد و همکاران (۲۶) تطابق دارد اما نتایج مطالعه لطفعلی پور و همکاران (۱۵) را تأیید نمی‌کند. افزایش آلودگی محیط زیست همراه با افزایش حجم تجارت، فرضیه پناهگاه آلودگی را برای ایران در دوره مورد بررسی تأیید می‌کند و می‌توان نتیجه گرفت که برآیند فعالیت های تجارت بین‌الملل ایران (مجموع واردات و صادرات) به نفع محیط زیست نبوده است و اثر منفی افزایش آلودگی از طریق تجارت (واردات یا صادرات) بر اثر مثبت کاهش آلودگی غلبه کرده است. به بیان دیگر ایران در تولید و صادرات محصولاتی که آلودگی زیست‌محیطی بیشتری ایجاد می‌کنند متخصص شده است و کالاهایی را وارد می‌کند که در فرآیند تولید خود، آلایندگی کمتری ایجاد می‌کنند.

نتایج نشان می‌دهد که نرخ رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، در بلندمدت ارتباطی با انتشار دی‌اکسیدکربن ندارد. در حالی که مطالعات لطفعلی پور و همکاران (۱۵)، ترابی و همکاران (۲۹)، شهباز و همکاران (۲۵) و شهزاد و همکاران (۲۶) اثر مثبت و معنی‌دار رشد اقتصادی بر آلودگی زیست‌محیطی را تأیید می‌کنند. این تفاوت نتایج در مطالعات مختلف، به دلیل تفاوت در ساختارهای اقتصادی کشورهای مورد مطالعه، دوره زمانی مورد بررسی، متغیرهای وارد شده در الگوها، الگوهای اقتصادسنجی مورد استفاده و روش‌های برآورد است.

جدول (۴) نشان می‌دهد که متغیر روند زمانی، اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان انتشار دی‌اکسید کربن داشته است. با توجه به افزایش تقاضای محصولات کشاورزی ناشی از بهبود سطح درآمدها و رشد جمعیت در سال‌های مورد مطالعه، به نظر می‌رسد پاسخ‌گویی به این تقاضا از طریق گسترش فعالیت‌های کشاورزی در داخل و یا از طریق واردات محصولات کشاورزی و مواد غذایی، منجر به توسعه فرآیندهای تولید، توزیع و مصرف محصولات کشاورزی شده و آلودگی محیط زیست را افزایش داده است.

ضریب متغیر مجازی با ۰/۰۱۷۸۳۰۲- نشان می‌دهد که کاهش میزان مصرف انرژی در اثر افزایش کارایی و بهره‌وری نهاده انرژی، منجر به ۱/۰۲ تن کاهش در انتشار دی‌اکسیدکربن شده است.

پس از تشخیص رابطه بلندمدت نیاز است که روابط کوتاه‌مدت میان متغیرها نیز مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور، از الگوی تصحیح خطا (ECM) برای برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب تعدیل طبق روش ARDL استفاده می‌شود. نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵- نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا

Table 5- Results of ECM estimation

متغیر Variable	ضریب Coefficient	آماره t t statistic	ارزش احتمال Probablity value
D(Ln ENG)	-11.533367	-4.604702***	0.0010
$D(LENG)^2$	1.719402	4.786041***	0.0007
D(TRD)	0.005581	2.832868**	0.0178
D(TRD(-1))	-0.006733	-5.035976***	0.0005
D(FIN)	0.003506	1.423585ns	0.1850
D(FIN(-1))	0.004166	1.331249ns	0.2127
D(Y)	0.000641	1.464368ns	0.1738
D(T)	0.018772	2.152560*	0.0568
D(D7885)	-0.117404	-7.763044***	0.0000
ECM	-0.658458	-11.450775	0.0000

منبع: یافته‌های تحقیق، (***معنی‌داری در سطح ۱٪، ** معنی‌داری در سطح ۵٪، *معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ns بی‌معنی)

Source: Research findings (***level of significance at 1%, ** level of significance at 5%, * level of significance at 10%, ns for not significant)

یافته‌ها نشان می‌دهد تغییرات لگاریتم مصرف انرژی و تغییرات توان دوم لگاریتم مصرف انرژی در سطح ۱٪ از لحاظ آماری معنی‌دار است. هم‌چنین به ترتیب منفی بودن ضریب تغییرات لگاریتم مصرف انرژی و مثبت بودن ضریب تغییرات توان دوم لگاریتم مصرف انرژی نشان دهنده رابطه U شکل بین انتشار کربن و مصرف انرژی است.

ضریب تغییرات متغیر باز بودن تجارت، ۰/۰۰۵۵۸۱ و از نظر آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار است. یعنی یک درصد تغییر در درجه باز بودن تجارت، لگاریتم دی‌اکسیدکربن را به میزان ۰/۰۰۵۵۸۱ درصد در همان جهت تغییر می‌دهد. به بیان دیگر یک درصد افزایش در نسبت تجارت بین‌الملل به تولید ناخالص داخلی، در کوتاه‌مدت حدود یک تن انتشار دی‌اکسیدکربن را افزایش می‌دهد. وقفه اول تغییرات درجه باز بودن تجارت از لحاظ آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار و دارای اثر مخالف است و نشان می‌دهد تجارت آزادتر در زمان حال با یک وقفه منجر به آلودگی کمتر محیط زیست می‌شود. البته همانگونه که ضرایب الگوی بلندمدت (جدول (۴)) نشان می‌دهد، در بلندمدت آزادسازی تجاری در ایران، در دوره مورد بررسی آلودگی زیست‌محیطی را افزایش داده است.

ضرایب متغیرهای تغییر در نرخ رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، توسعه مالی و وقفه اول توسعه مالی از لحاظ آماری بی‌معنی است و در کوتاه‌مدت اثری بر تغییرات انتشار دی‌اکسیدکربن ندارد. اما همانند الگوی بلندمدت، در الگوی کوتاه‌مدت نیز متغیر روند زمانی، اثر مثبت و معنی‌داری بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد. ضریب معنی‌دار و منفی متغیر مجازی کاهش مصرف انرژی ناشی از افزایش بهره‌وری، نشان دهنده ماندگاری اثر تغییرات ساختاری ایجاد شده در الگو تا یک دوره بعد است. ضریب تصحیح خطای برآورد شده برای مدل در سطح ۱٪ معنی‌دار و برابر ۰/۶۵۸۴۴۵۸- است. بدین مفهوم که در هر دوره ۶۵/۸۴ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر، برای تعدیل کامل نتایج حاصل از هرگونه تغییر و یا اتخاذ سیاست، تقریباً یک سال و چهار ماه زمان لازم است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج مطالعه نشان داد در حال حاضر عملکرد بخش کشاورزی در نیمه نزولی منحنی U وارون و بیشتر از سطح آستانه مصرف انرژی است. به گونه‌ای که محاسبات بر اساس ضرایب الگوی برآورد شده نشان می‌دهد نقطه آستانه مصرف انرژی در بخش کشاورزی ۴۶/۹۸ میلیون بشکه نفت خام است، این در حالی است که میزان مصرف انرژی در سال ۱۳۹۳ معادل ۵۰/۲۶ میلیون بشکه نفت خام بوده است. بنابراین در پایان دوره مورد بررسی، عملکرد بخش کشاورزی در نیمه نزولی منحنی U وارون و بیشتر از سطح آستانه مصرف انرژی بوده است. به بیان دیگر، اثر تکنولوژی بر اثرات مقیاس و ترکیب غالب است. به بیان دیگر، بهبود و تغییر تکنولوژی، سبب کاهش انتشار دی اکسید کربن می‌شود و قادر است اثرات مقیاس و ترکیب را که به ترتیب با افزایش حجم فعالیت‌های تولیدی و با جذب صنایع آلاینده سبب تخریب محیط‌زیست می‌شوند، خنثی کند. بنابراین انتظار می‌رود با پیشرفت و تغییر فن‌آوری در فعالیت‌های مصرف‌کننده انرژی در بخش کشاورزی، انتشار دی‌اکسید کربن کاهش یابد. لذا پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاری در جهت ایجاد و ترویج روش‌های افزایش راندمان مصرف انرژی در ماشین‌های کشاورزی و همچنین توسعه و ترویج فناوری‌های نوین کشاورزی، به‌ویژه فناوری‌های مبتنی بر نهاده‌های جدید از قبیل بذرهای اصلاح‌شده که با کاهش مصرف انرژی به ازای هر واحد محصول همراه است، مورد توجه قرار گیرد.

منفی و معنی‌دار بودن ضریب متغیر توسعه مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نشان می‌دهد که توسعه مالی، اثربخشی لازم را برای

کاهش آلایندگی محیط زیست در بخش کشاورزی ایران دارد و با توجه به تعریف این شاخص که به صورت نسبت اعتبارات بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی تعریف شده است، به نظر می‌رسد که بخش خصوصی توانسته است از تسهیلات دریافتی در به‌کارگیری فن‌آوری‌های کمتر آلاینده و در جهت حفظ محیط‌زیست استفاده کند و اعتبارات دریافتی بخش خصوصی از بانک‌ها در طرح سرمایه‌گذاری برای پروژه‌های دوستدار محیط زیست موفق بوده است. بنابراین افزایش تخصیص اعتبارات بانکی به بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در بخش انرژی‌های تجدیدپذیر و پروژه‌های سازگار با محیط‌زیست در بخش کشاورزی پیشنهاد می‌شود.

نتایج مطالعه نشان داد که باز بودن تجارت باعث افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن می‌شود. این امر ممکن است به دلیل تولید و صادر کردن کالاهای آلاینده و یا جذب صنایع، فناوری‌ها و یا روش‌های آلاینده اتفاق افتاده باشد و فرضیه پناهگاه آلودگی را تأیید می‌کند. بنابراین با محدود کردن تجارت به واردات کالاهایی که فرآیند تولیدشان بیشتر آلاینده است و صادرات کالاهایی که در فرآیند تولید خود، آلایندگی کمتری ایجاد می‌کنند، می‌توان از آلودگی محیطزیست کاست. هم‌چنین در فرآیند تولید، با بهره‌گیری از فناوری‌های کم‌کربن و برنامه‌های تولید انرژی سبز می‌توان انتشار دی‌اکسیدکربن را به میزان قابل توجهی کاهش داد.

منابع

1- Aldy J.E. 2005. An environmental Kuznets curve analysis of U.S. state level carbon dioxide emission. Journal of Environment & Development 14: 48-72.

2- Cole M.A., Rayner A.J., and Bates J.M. 1997. The environmental Kuznets curve: an empirical analysis. Journal of Environment and Development Economics 2(4): 401-416.

3- Economic Time series database. Central bank of Islamic Republic of Iran. Available at https://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx.

4- Energy Balance Sheets, Different Years. Electricity and Energy Dept. Office of Planning for Electricity and Energy. Available at http://pep.moe.gov.ir.

5- Farhani S., Chaibi A., and Rault C. 2014. CO_2 emissions, output, energy consumption, and trade in Tunisia. Econ Model 38: 426–434.

6- Grossman G., and Krueger A.B. 1991. Environmental Impact of a North American Free Trade Agreement. Combridge, National Bureau of Economic Research Working Paper.

7- Houshyar E., Dalgaard T., Tarazkar M.H., and Jorgensen U. 2015. Energy input for tomato production what economy says, and what is good for the environment. Journal of Cleaner Production 89: 99-109.

8- Hui Y., Cui-Xia L., Yao C., and Rao F. 2012. Developing potential of low-carbon agriculture in Heilongjiang province. Journal of Northeast Agricultural University (English edition) 19(1): 91-96.

9- Iwata H., Okada K., and Samreth S. 2009. Empirical study on the environmental Kuznets curve for co_2 in France: The role of nuclear energy. Journal of Energy Policy 38(8): 4057-4063.

10- Jalil A., and Feridun M. 2011. The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: a cointegration analysis. Journal of Energy Economics 33(2): 284-291.

11- Jinjun X. 2013. Low-Carbon Economics: Theory and application, Nagoya University, Japan. P. 1-17. (ed.) Part 1. Theories and Methodologies for the Low-Carbon Economy.

12- Lieb C.M. 2004. The enviromental Kuznets curve and flow versus stock pollution: the neglect of future damages. Journal of Enviromental and Resource Economics 29: 483-506.

13- Lotfalipour M.R., Falahi M.H., and Ashena M. 2011. Investigating the relationship between carbon dioxide emissions and economic growth, energy and trade in Iran. Journal of Economic Researches 46(1): 151-173. (In Persian)

14- Lotfalipour M.R., Fallahi M.A., and Bastam M. 2012. Evaluating environmental issues and forecasting carbon dioxide emissions in the Iran economy. Journal of Applied Economic Studies 3: 81-109. (In Persian)

15- Lotfalipour M.H., Falahati M.A., and Ismail Poor Moghadam H. 2014. The effect of economic growth, trade and financial development on the quality of environment in Iran (based on the composition index). Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research 4(15): 61-76. (In Persian with English abstract)

16- Mahdavi A., and Amir Babaei S. 2015. The effect of financial development on the quality of environment in Iran. Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development) 4: 1-23. (In Persian)

17- Nauclér T., and Enkvist P.A. 2009. Pathways to a Low-Carbon Economy, Version 2 of the Global Greenhouse Gas Abatement Cost Curve, McKinsey & Company.

18- Nikkhah A., Emadi B., and Firouzi S. 2015. Greenhouse gas emissions footprint of agricultural production in Guilan province of Iran. Sustainable Energy Technologies and Assessments 12: 10–14.

19- Ozturk I., and Acaravci A. 2013. The long run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey. Journal of Energy Economics 36: 262-267.

20- Pesaran M.H., Shin Y., and Smith R.J. 1997. An Autoregressive Distributed Lag Modellimg Approach to Cointegration Analysis. Department of Applied Economics, University of Cambridge, England.
21- Rafindadi A.A. 2016. Revisiting the concept of environmental Kuznets curve in period of. energy disaster and deteriorating income: empirical evidenc from Japan. Energy Policy 94: 274–84.
22- Selden T.M., and Song D. 1994. Environmental quality and development is there a Kuznets curve for air pollution: emissions? Journal of Environmental Economics and Management 27(2): 147-162.
23- Shafik N .1994. Economic development and environmental quality: an econometric analysis. Journal of Oxford Economic Papers 46: 757-773.
24- Shahbaz M., Tiwari A.K., and Nasir M. 2013a. The effect of financial development, economic growth, coal consumption and trade othpenness on co_2 emissions in South Africa. Energy Policy 61: 1452-1459.
25- Shahbaz M., Solarin S. A., Mahmood H. and Arouri M. 2013b. Does financial development reduce co_2 emissions in Malaysian economy? A time series analysis. Journal of Economic Modelling 35: 145-152.
26- Shahzad S.J.H., Kumar R.R., Zakaria M., and Hurr M. 2017. Carbon emission, energy consumption, trade openness and financial development in Pakistan: a revisit. Renewable and Sustainable Energy Reviews 70: 185-192.
27- Song T., Zheng T., and Tong L. 2008. An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: a panel cointegration approach. Journal of Economic Review 19(3): 381-392.
28- Tashkini A. 2006. Microfit Application Econometrics, Dibagaran Art & Cultural Institute, Tehran.
29- Torabi T., Khajuipour A., Tariqi S., and Pakravan M.R. 2015. The effect of energy consumption, economic growth and foreign trade on greenhouse gas emission in Iran. Quarterly Journal of Economic Modeling, Year 9, 1(29): 63-84. (In Persian)
30- Wang A., and Zhang X.Q. 2014. Discussion on Low Carbon Economy. Advanced Materials Research, Trans Tech Publ.
31- Xin X., Yuding W., and Jianzhong W. 2011. The problems and strategies of the low carbon economy development. Energy Procedia 5: 1831-1836.

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 33, No. 2, Summer 2019, p. 151-163

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۳، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۸، ص. ۱۶۳-۱۵۱

Approaches to Low-Carbon Agriculture in Iran

A. Nikoukar[1*]- I. Tajnia[2]
Received: 20-01-2019
Accepted: 22-07-2019

Introduction: The concept of low-carbon economy postulates the consumption of less natural resources and causing less environmental pollution, while gaining more economic efficiency. According to the concept of low-carbon economy, low carbon agriculture is a specific model of agricultural production operations with both the lowest greenhouse gas emissions and maximum economic benefits having which has three characteristics including lower energy consumption, lower greenhouse gas emissions and lower pollution. Therefore, this research studies the approaches to low-carbon agriculture in Iran

Materials and Methods: In this research, energy consumption and consequently economic growth, which is expected to play a role in carbon emissions, other macroeconomic variables such as trade openness and financial development have been used. The estimated model of the research is linear-logarithmic based on Shahzad et al (2017). For this purpose, the ARDL and ECM patterns and the time series data of 1989-2014 have been used in current study. The data related to carbon dioxide emissions and energy consumption have been collected from the energy balance sheet of the Ministry of Energy, The data related to financial development have been collected from World Bank, Value Added of agriculture section Growth Ratio and Trade Openness data have been gathered from Central Bank of the Islamic Republic of Iran. Eviews9 software has been used to analyze the results.

Results and Discussion: Statistically significant impact of energy consumption logarithm and energy consumption logarithm square on carbon dioxide emissions at the level of 1% in the long run has been revealed by the results. The positive amount of energy consumption and negative amount of the square of energy consumption indicates a U-shaped inverted relationship between energy consumption and carbon dioxide emissions. The energy consumption threshold in the agricultural sector is 46.98 million barrels of crude oil, while the actual maximum energy consumption is 50.26 million barrels of crude oil. So the agricultural sector's performance is now above the mentioned level, then it is expected to reduce carbon emissions by technological improvements while increasing energy consumption. The coefficient of financial development variable in the long run is -0.014169. The financial development efficiency index is considered as national development variable which means each one percent of increase in bank credits allocated to the private sector will reduce about 1.02 ton of carbon dioxide. The coefficient of trade openness variable is 0.010443 in long run. Whereas the trade openness index is considered as the ratio of the total value of exports and imports to gross domestic product, so every one percent increase in the volume of exchanges to gross domestic product leads to a 1.01 ton increase in carbon dioxide and pollution which confirms the hypothesis. The growth rate of value added of agriculture section in the long run does not have any effect on carbon dioxide emissions. In the short run, the coefficient of trade openness is 0.00581. In other words, one percent increase in the ratio of international trade to GDP will increase about one ton of carbon dioxide emissions. The growth rate of value added of agriculture section, financial development, and the first lag of financial development in short run have no effect on carbon dioxide emissions.

Conclusion: The results indicated a long-term U-shaped inverted relationship between carbon emissions and energy consumption in this sector. The maximum energy consumption threshold was also equivalent to 46.98 billion barrels of crude oil. At present, performance of the sector is on downward, and carbon emissions are expected to gradually decrease by the technological improvement as energy consumption increases. Higher level of the energy consumption than the threshold level indicates that technology effect dominates the scale and composition effects. The results shows that the growth rate of value added of agriculture section in long and short run did not affect carbon emissions. Moreover, in the long run, financial development has negative effect on carbon emissions while in the short run financial development has no effect on carbon emissions. But the

1 and 2- Associate Professor and M.Sc. Graduate of Agricultural Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran .P.O.Box:19395-4697
(*- Corresponding Author Email: anikoukar57@gmail.com)

effect of trade openness index on carbon emissions in the long and short run is positive. According to the results of the study, increasing the volume of credits to the private sector will help reduce carbon emissions. It is also proposed to change the pattern of trade considering the environmental advantages and the use of green energy programs to reduce carbon emissions.

Keywords: ARDL model, Carbon dioxide, Energy consumption, Iran, Low carbon agriculture